

Análisis factorial confirmatorio del MBI-HSS en una muestra de psicólogos mexicanos

A confirmatory factorial analysis of the MBI-HSS in a sample of Mexican psychologists

Rosa Martha Meda Lara¹, Bernardo Moreno Jiménez²,
Alfredo Rodríguez Muñoz², María Eugenia Morante Benadero²
y Godeleva Rosa Ortiz Viveros³

RESUMEN

Este estudio explora la validez factorial del Maslach Burnout Inventory en una muestra de 454 psicólogos mexicanos. Se investigó la fiabilidad del MBI y su estructura factorial. Tanto los análisis factoriales exploratorios como los confirmatorios indican que el modelo original de tres factores del MBI muestra un buen ajuste a los datos, al igual que valor del RMSEA. La consistencia interna de las dimensiones del inventario fue aceptable, aunque el factor de despersonalización fue relativamente bajo. Los resultados revelaron que el burnout, evaluado mediante el MBI, se ajusta a una estructura tridimensional. En general, el presente estudio muestra que el MBI parece ser una medida válida y fiable para población mexicana.

Palabras clave: Burnout; MBI-HSS; Validez factorial; Propiedades psicométricas; Psicólogos mexicanos.

ABSTRACT

The present study tested the factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-Human Services Survey in a sample of 454 Mexican psychologists. The reliability and factor structure of the MBI were investigated. Exploratory and confirmatory factor analyses indicated that the original three-factor model of the MBI fit well with both the data and the RMSEA value. The internal consistencies of the subscales of the MBI were acceptable, although the depersonalization subscale had a low coefficient. Results showed that burnout, as indexed by the MBI, was correct viewed as a three-dimensional structure. So far, the present study shows that the MBI seems to be a valid and reliable measure for Mexican samples.

Key words: Burnout; MBI-HSS; Factorial validity; Psychometric properties; Mexican psychologists.

¹ Centro Universitario de Ciencias de la Salud de la Universidad de Guadalajara, Sierra Nevada 950, Col. Independencia, 44340 Guadalajara, Jal., México, tel. y fax (33)36-18-80-10, correo electrónico: rosa.meda@mail.cucs.udg.mx. Artículo recibido el 29 de septiembre y aceptado el 23 de octubre de 2007.

² Departamento de Psicología Biológica y de la Salud, Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Madrid (España), Ciudad Universitaria de Cantoblanco, Carret. de Colmenar Viejo, Km 15, 28049 Madrid, España.

³ Instituto de Investigaciones Psicológicas de la Universidad Veracruzana, Dr. Luis Castelazo Ayala s/n, Col. Industrial Ánimas, 91190 Xalapa, Ver., México, tel. (228)841-89-00, ext. 13912, correo electrónico: roortiz@uv.mx.

Durante los últimos veinte años, el *burnout* (desgaste profesional o síndrome de quemarse en el trabajo) ha adquirido gran relevancia entre la comunidad científica como un importante problema en las organizaciones y se ha convertido en un tópico de investigación de amplio interés en numerosos países occidentales, preferentemente norteamericanos y europeos (Leiter y Schaufeli, 1996; Maslach, 1982; Maslach y Jackson, 1986; Schaufeli y Bakker, 2004; Schaufeli, Enzmann, y Girault, 1993).

Paralelamente a este creciente interés, se han desarrollado diferentes instrumentos para medir este síndrome, tales como el Staff Burnout Scale for Health Professionals (SBS-HP) (Jones, 1980), el Burnout Measure (BM) (Pines y Aronson, 1988), el Shirom-Melamed Burnout Questionnaire (SMBQ) (Melamed, Kushnir y Shiron, 1991) y el Oldenburg Burnout Inventory (Demerouti, Bakker, Vardakou y Kantas, 2003). Sin embargo, es el Maslach Burnout Inventory (MBI) (Maslach y Jackson, 1981, 1986) el cuestionario más utilizado para la evaluación del burnout y ha sido el instrumento que ha facilitado la investigación sistemática sobre la teoría desde su creación en 1981 (Maslach y Jackson, 1981). Como señalan Schaufeli y Enzmann (1998), más de 90% de los estudios que se han llevado a cabo en este campo han empleado el MBI como medida del burnout. La importancia del MBI en la investigación queda patente cuando se advierte que la estructura y la definición operativa del burnout no fue teóricamente elaborada hasta su construcción.

En cuanto a su definición, el síndrome de burnout se ha conceptualizado como un proceso que se refiere a un conjunto de sentimientos emocionales, síntomas físicos y conductas desarrollados como consecuencia de las condiciones especiales de quienes trabajan con personas, como son los trabajadores de diversos sectores de enfermería, trabajadores sociales, médicos, psicólogos y otros. En sus primeras formulaciones, Maslach (1976) definía al burnout como “un estrés crónico producido por el contacto con los clientes que lleva a la extenuación y al distanciamiento emocional con los clientes en su trabajo”. Con base en este enfoque, prioritariamente asistencial, se elaboró el Maslach Burnout Inventory Human Services Survey (MBI-HSS) (Maslach y Jackson, 1981), di-

señado para los profesionales de “servicios humanos”. Visto desde esta perspectiva, el síndrome era definido tridimensionalmente como gran agotamiento emocional, baja realización personal en el trabajo y alta despersonalización como consecuencia de la sobreimplicación laboral y las altas demandas emocionales del trabajo. Posteriormente a la publicación del MBI-HSS, apareció el MBI-Educators Survey (MBI-ES), una versión para el sector de la educación en la que sólo se altera el término “recipientes” por el de alumnos (Schwab, 1986). En los últimos años ha aparecido el MBI-General Survey (MBI-GS), versión genérica del MBI-HSS, que puede aplicarse a cualquier profesión y en el que se substituye la despersonalización por el cinismo, y la realización personal por la autoeficacia profesional.

Por otra parte, a pesar de que el MBI fue elaborado basándose en un criterio estadístico antes que teórico, la estructura factorial de tres factores del MBI-HSS se ha contrastado en diversos estudios mediante un análisis factorial exploratorio (Belcastro, Gold y Hays, 1983; Gold, Bachelor y Michael, 1989; Söderfeldt, Söderfeldt, Warg y Ohlson, 1996) y confirmatorio (Byrne, 1992; Enzmann, Schaufeli y Girault, 1995; Schaufeli y Van Dierendonck, 1993). Del mismo modo, los tres factores han sido obtenidos en muestras de diferentes colectivos profesionales, como maestros (Belcastro y cols., 1983), profesionales de enfermería y personal sanitario (Maslach y Jackson, 1986) y trabajadores sociales (Koeske y Koeske, 1989).

En cuanto a las propiedades psicométricas, la consistencia del MBI-HSS oscila en el rango de 0.70 a 0.90 (Maslach y Jackson, 1986), habiéndose obtenido con frecuencia índices más bajos para la escala de despersonalización (Schaufeli y cols., 1993). Igualmente, se ha encontrado una alta fiabilidad test-retest a lo largo de los diferentes estudios (Maslach y Jackson, 1986).

Desde la formulación teórica inicial del burnout, establecida por Maslach y Jackson en 1981, el número de investigaciones empíricas desarrolladas ha aumentado notablemente, empleándose para diferentes sectores laborales y distintos países, como Canadá (Golembiewski, Munzenrider y Stevenson, 1986; Leiter, 1988), España (Gil-Monte y Schaufeli, 1991), Estados Unidos (Maslach y Jackson, 1981), Francia (Girault, 1990),

Gran Bretaña (Firth, McIntee, McKeown y Britton, 1986), Holanda (Schaufeli y Dierendonck, 1993), Italia (Pedrabissi y Santinello, 1988) y Jordania (Abu-Hilal, 1995), por citar tan solo algunos de ellos. Sin embargo, a pesar de que se han hecho algunas validaciones de las distintas formas del MBI al castellano (Gil-Monte y Peiró, 1999; Moreno, Rodríguez y Escobar, 2001) en Chile (Manso, 2006) y Colombia (Restrepo, Colorado y Cabrera, 2006), en México, las publicaciones sobre el MBI son escasas (Aranda, Pando, Brizuela, Acosta y Reyes, 2003; Moreno, Meda, Rodríguez, Palomera y Morales, 2006; Palmer, Gómez, Cabrera, Prince y Searcy, 2005) y muy limitadas en su muestra y alcance. Como consecuencia de ello, la estructura factorial y las propiedades psicométricas del MBI no han sido investigadas suficientemente en la población mexicana. Además, son escasos los estudios utilizando el MBI en psicólogos mexicanos (Moreno y cols., 2006). En el presente trabajo se exponen las características psicométricas del instrumento en una muestra de 454 psicólogos mexicanos y se analiza su estructura factorial mediante un análisis exploratorio y confirmatorio. Complementariamente, se expone la consistencia interna de sus escalas.

MÉTODO

Sujetos

Se aplicó el cuestionario a 454 psicólogos mexicanos, 154 de ellos varones (33.9%) y 298 mujeres (65.6%). Su edad estaba comprendida entre 21 y 70 años ($M = 37.97$, $DE = 10.3$) y una media de experiencia laboral que giraba en torno a los 12 años ($DE = 9.18$). Todos ejercían su profesión en las siguientes áreas de práctica profesional: clínica, asistencial, educativa, organizacional y social. El número total de cuestionarios distribuidos fue de 800, de los cuales se recibieron de vuelta 454, lo que representa una proporción de 56.7%. Respecto al estado en el que trabajaban, estos fueron Jalisco, San Luis de Potosí, Yucatán, Michoacán, Chihuahua y Veracruz. La participación fue voluntaria y toda la información recibida fue totalmente confidencial.

Instrumentos

Los datos fueron recogidos mediante la adaptación al castellano del Maslach Burnout Inventory Human Services Survey (MBI-HSS) (Maslach y Jackson, 1986). El cuestionario consta de 22 ítems que, según señala el manual, se distribuyen en tres escalas denominadas agotamiento emocional (nueve ítems), realización personal en el trabajo (ocho ítems) y despersonalización (cinco ítems). Ejemplos de la primera escala son “Me siento cansado al final de la jornada de trabajo” o “Trabajar todo el día con personas es un esfuerzo”. Ejemplos de la segunda son “Me siento muy activo” o “Creo que estoy influyendo positivamente en las vidas de las personas”, mientras que ítems como “Me he vuelto más insensible con la gente desde que ejerzo esta profesión” o “Creo que trato a algunas personas como si fueran objetos impersonales”, pertenecen a la escala de despersonalización. Los ítems son tipo Likert con siete categorías de respuesta, desde “nunca”, que tiene valor 0, hasta “todos los días”, con valor 6. Todos los ítems hacen referencia al último año. Bajas puntuaciones en eficacia profesional y altas puntuaciones en agotamiento emocional y en despersonalización suponen percibirse con mayor desgase profesional.

Procedimiento

El primer paso para la recogida de la información fue solicitar la colaboración de las autoridades de las diferentes facultades de Psicología de varias universidades del país, quienes facilitaron el acceso a los psicólogos mediante los colegios oficiales de psicólogos y las facultades de la disciplina, a los cuales se les envió un sobre que contenía una copia del cuestionario, una carta de presentación y la solicitud de colaboración (consentimiento informado). La duración del período de aplicación de los protocolos duró aproximadamente seis meses.

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio

Debido a que previamente no se había realizado ninguna publicación acerca del análisis factorial del MBI en población mexicana, antes de realizar un análisis factorial confirmatorio pareció conveniente llevar a cabo un análisis factorial de tipo exploratorio. Previo al análisis, y siguiendo las recomendaciones de Dziubna y Shirkey (1974), se exploró la adecuación psicométrica de los ítems. La prueba de esfericidad de Bartlett (1950) indicó que los ítems eran dependientes ($p < 0.0001$), mientras que el índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (Kaiser, 1970) se encontraba por encima del 0.50 recomendado ($KMO = 0.90$). Por tanto, los datos muestran una buena adecua-

ción muestral y una adecuada correlación entre los ítems, indicando que son adecuados para la aplicación del análisis factorial.

Se empleó el método de extracción de componentes principales y rotación oblicua (Oblimin Kaiser). Para la extracción del número de factores, aparte de tener en cuenta los resultados de los estudios previos, se aplicó el criterio de Kaiser (valor eigen superior a la unidad), y para asignar los ítems a los factores se consideraron las cargas factoriales iguales o mayores a 0.40 (Cliff y Hamburger, 1967). El gráfico del Scree test de Catell (Catell, 1966) o gráfico de sedimentación mostró claramente una estructura del MBI compuesta por tres factores, que explicaron 46.99% de la varianza total (Tabla 1).

Tabla 1. Matriz de cargas factoriales, comunalidades y varianza explicada de cada uno de los factores.

Ítem	Comunalidades	Factor I	Factor II	Factor III
1	0.69	0.84		
2	0.65	0.79		
3	0.66	0.81		
6	0.30	0.49		
8	0.59	0.76		
13	0.40	0.62		
14	0.41	0.64		
16	0.51	0.68		
20	0.41	0.60		
4	0.42		0.62	
7	0.47		0.70	
9	0.51		0.71	
12	0.53		0.70	
17	0.41		0.64	
18	0.55		0.74	
19	0.53		0.70	
21	0.35		0.55	
5	0.39			0.60
10	0.51			0.63
11	0.46			0.68
15	0.27			0.45
22	0.45			0.61
% de varianza explicada		28.13	12.92	5.93

Nota. Factor I: Agotamiento emocional, Factor II: Realización personal, Factor III: Despersonalización.

La interpretabilidad de las estructuras factoriales obtenidas sugerían la posibilidad de considerar una estructura de tres factores como provisionalmente viable. Esta estructura factorial triárquica, al igual que la distribución de los ítems, es idéntica a la presentada por Maslach y Jackson (1986). En el factor I se agruparon los ítems 1, 2, 3, 6, 8, 13, 14, 16 y 20, que evalúan agotamiento emocional; en el II, los ítems 4, 7, 9, 12, 17, 18, 19 y 21, ítems que miden realización personal, y en el III, los ítems 5, 10, 11, 15 y 22, que valoran despersonalización. La escala de mayor peso factorial fue agotamiento emocional, pues explica 28.13% de la varianza del total del cuestionario, seguida de la de realización personal, con 12.92 de la varianza explicada, siendo la despersonalización la escala que menos varianza explica, con 5.93%. Además, todos los ítems del MBI saturaban de forma elevada en los diferentes factores (entre 0.84 y 0.45).

Análisis factorial confirmatorio

Por otro lado, se llevó a cabo un análisis factorial confirmatorio de los ítems para ratificar el modelo obtenido en el exploratorio. Se empleó el método de estimación de máxima verosimilitud (*maximum likelihood*) para analizar la matriz de correlaciones. Los análisis se llevaron a cabo mediante el programa de ecuaciones estructurales AMOS 5.0. (Arbuckle, 2003). Se contrastaron cuatro modelos diferentes. El modelo 1 se propuso como hipótesis nula y sostiene que existe un único factor en el que se saturarían todos los ítems. El modelo 2 supone una estructura de tres factores, aunque

independientes y sin correlación entre ellos. El modelo 3 propone una estructura de tres factores correlacionados con los 22 ítems del cuestionario. Siguiendo las sugerencias de Byrne (1992) y de Schaufeli y Van Dierendonck (1993), el modelo 4 examina una estructura de tres factores correlacionados, eliminando los ítems 12 y 16 por su ambigüedad factorial.

La bondad de ajuste de los modelos propuestos se evaluó mediante diversos indicadores. En concreto, se utilizaron la χ^2 dividida por los grados de libertad, el promedio de los residuales (RMR [*root mean square residual*]) y el de los residuales estandarizados (RMSEA [*root mean square error of approximation*]). Otros indicadores de ajuste relativo empleados fueron el índice de bondad de ajuste (GFI [*goodness of fit index*]) y el índice de ajuste comparativo (CFI [*comparative fit index*]). Estos índices se encuentran entre los más usados ya que están menos afectados por el tamaño de la muestra (García, Gallo y Miranda, 1998). Para que exista un buen ajuste, los valores CFI y GFI deberían superar el valor de 0.90 (cuanto mayor sea el valor, mejor ajuste). Por su parte, los valores RMSEA deberían ser menores de 0.08 para tener un ajuste aceptable (Browne y Cudeck, 1993), o cercanos a 0.05 para obtener un buen ajuste (Byrne, 2001). En cuanto a la interpretación del cociente $\chi^2/g.l.$, se considera que un cociente de 4 es un ajuste razonable, mientras que aquellos valores cercanos a 2 son considerados como muy buenos (Brooke, Russell y Price, 1988). Los índices de bondad de ajuste relativos al modelo que fue contrastado empíricamente están indicados en la Tabla 2.

Tabla 2. Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos propuestos.

Modelo factorial	χ^2 / df	CFI	GFI	RMR	RMSEA
1. Un factor	5.84	0.66	0.71	0.18	0.10
2. Tres factores independientes	3.17	0.85	0.88	0.15	0.06
3. Tres factores correlacionados, 22 ítems	1.85	0.94	0.97	0.08	0.04
4. Tres factores correlacionados, 20 ítems	2.42	0.89	0.91	0.10	0.06

(1) $\chi^2/d.f.$ chi-square/degrees of freedom.

CFI: Comparative fit index.

GFI: Goodness of fit index.

RMR: Root mean square residual.

RMSEA: Root mean square error of approximation.

(2) todos los valores del modelo son estadísticamente significativos al nivel $p < 0.001$.

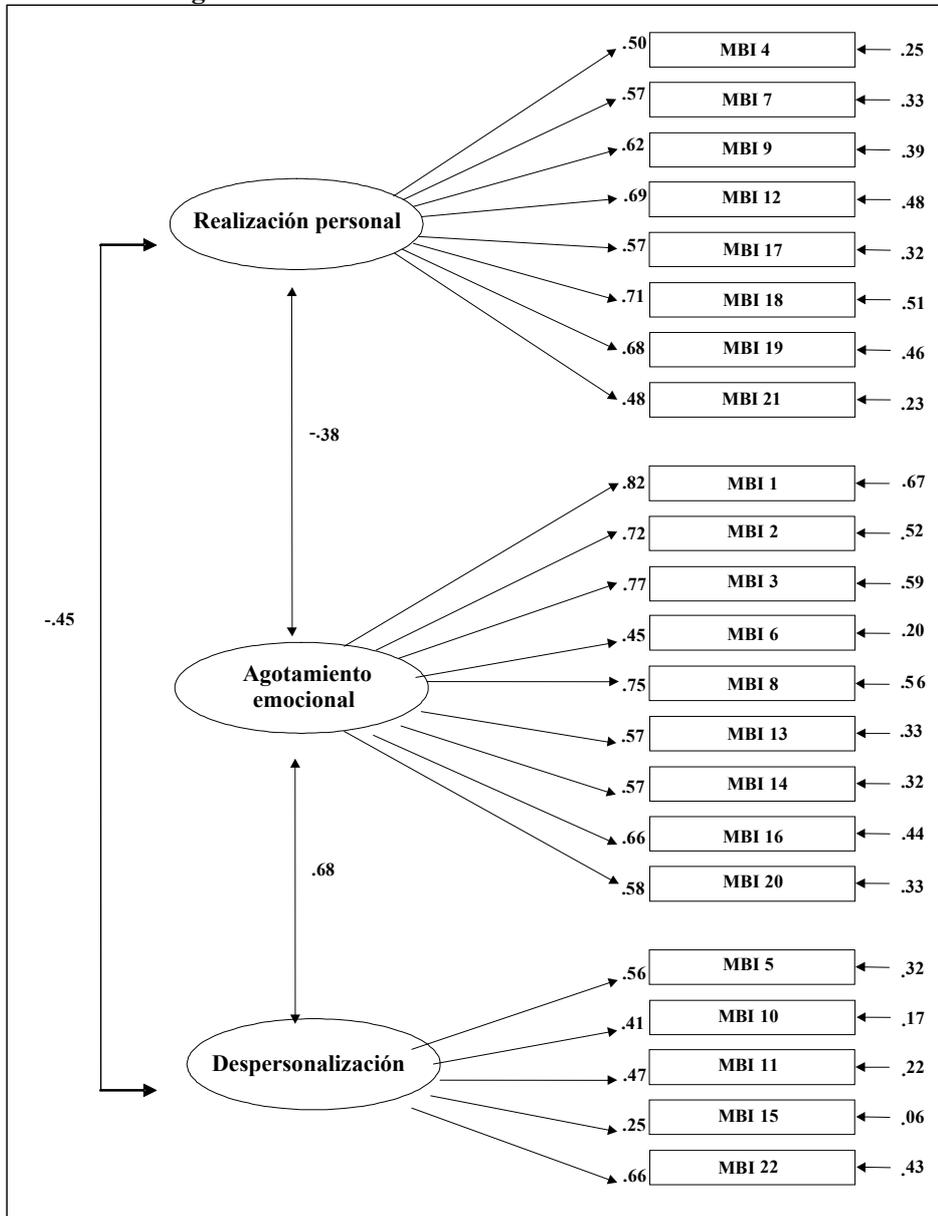
Los resultados de los diferentes índices de ajuste utilizados confirman que el modelo 3 (tres factores correlacionados entre sí con 22 ítems) es el que

mejor se ajusta a los datos. Puede observarse que los valores de CFI y GFI se sitúan por encima del valor 0.90 recomendado (Byrne, 2001), mientras

que los valores de los índices RMR y RMSEA se encuentran cerca de 0.05 o por debajo. Por su parte, el cociente $\chi^2/g.l.$ presenta valores menores a 2. Parece que los datos constituyen un apoyo empíri-

co a la validez de la estructura triárquica del MBI. La representación gráfica del modelo, junto con los valores de interrelación entre las variables, se aprecia en la Figura 1.

Figura 1. Modelo factorial confirmatorio del MBI-HSS.



Análisis de fiabilidad

También se examinó la fiabilidad de las dos dimensiones del cuestionario calculando su consistencia interna mediante el índice alfa de Cronbach. En general, los niveles de consistencia interna de las escalas que lo forman resultan satis-

factorios, excepto la dimensión despersonalización, que muestra un índice menor, con un valor de 0.53. Igualmente, la Tabla 3 recoge las medias y correlaciones de cada una de las dimensiones de la escala. La media más elevada fue la obtenida en la escala de realización personal, mientras que la

más baja se obtuvo para despersonalización. En cuanto a las relaciones entre las dimensiones, todas ellas son significativas. La correlación más

alta se estableció entre agotamiento emocional y despersonalización ($r = 0.46$, $p < 0.01$).

Tabla 3. Descriptivos, fiabilidad y correlaciones entre las dimensiones del MBI.

Variable	M	DT	α	2	3
1. Agotamiento emocional	13.46	9.39	0.86	-0.29**	0.46**
2. Realización personal		6.67	0.81		-0.30**
3. Despersonalización		4.20	0.53		

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$.

DISCUSIÓN

A pesar de que el burnout ha sido estudiado en diferentes profesiones (Leiter y Schaufeli, 1996) y países (Enzmann y cols., 1995; Schaufeli y Janczur, 1994), el presente estudio es el primero en estudiar las propiedades psicométricas del MBI en una muestra de profesionales mexicanos. En principio, los resultados de este trabajo constituyen un apoyo empírico a la validez estructural del MBI, consistente en tres factores.

Respecto de las propiedades psicométricas del MBI, las escalas que componen el cuestionario muestran índices adecuados que superan el criterio de .70 recomendado (Nunnally y Berstein, 1994), a excepción de la dimensión de despersonalización, que presenta un alfa de 0.53. Estos resultados se hallan en consonancia con los obtenidos en anteriores trabajos. Mientras algunos estudios han encontrado unos valores alfa aceptables en un rango de 0.70 a 0.90 (Maslach y Jackson, 1986), otros han mostrado que la dimensión de despersonalización presenta los coeficientes más bajos (Gil-Monte y Peiró, 1999; Schaufeli y Dierendonck, 1993). De forma más específica, para la dimensión de agotamiento emocional se han hallado índices alfa de 0.71 a 0.91, mientras que para la escala de realización personal dichos índices han oscilado en un rango de 0.69 a 0.87 (Beck, 1987; Belcastro y cols., 1983; Green y Walkey, 1988; Leiter y Maslach, 1988; Maslach y Jackson, 1981). Por su parte, el rango de fiabilidad es sensiblemente inferior para despersonalización, con valores que oscilan entre 0.42 y 0.64 (Leiter y Maslach, 1988; Maslach, Schaufeli y Leiter,

2001). En las adaptaciones españolas del MBI-HSS, la dimensión de despersonalización ha mostrado debilidades psicométricas similares al tener valores más bajos que la media mencionada; por ejemplo, en el estudio de García, Llor y Sáez (1994) se obtuvo un índice de fiabilidad de 0.34, mientras que en el trabajo sobre burnout en profesores de Manassero, García, Vázquez y cols. (2000) se halló una consistencia interna en despersonalización de 0.28. Los resultados que se muestran aquí son muy similares a los de Gil-Monte y Peiró (1999), quienes hallaron valores de consistencia interna de 0.87 para agotamiento emocional, de 0.72 para realización personal en el trabajo, y de 0.57 para despersonalización.

Otra de las debilidades psicométricas que padece el cuestionario consiste en la ambigüedad factorial de determinados ítems. En este sentido, Byrne (1992) y Schaufeli y Van Dierendonck (1993) han sugerido la necesidad de reducir el MBI a veinte ítems, eliminado el ítem 12, perteneciente a la dimensión de realización personal ("Me siento muy activo"), que a su vez satura en agotamiento emocional, y el ítem 16, indicador de agotamiento emocional ("Trabajar directamente con personas me produce estrés"), que satura en despersonalización. Algo similar ocurre en el presente estudio. El ítem 16, elaborado para medir agotamiento emocional, saturaba por encima de 0.40 en despersonalización, mientras que el ítem 22 ("Creo que las personas que trato me culpan de algunos problemas"), indicador de despersonalización, carga factorialmente por encima de 0.40 en la escala de agotamiento emocional. Sin embargo, la eliminación de estos ítems no parece

mejorar el ajuste del modelo según el análisis factorial confirmatorio.

Según Gil-Monte y Peiró (1997), el porcentaje de varianza explicado por las tres dimensiones, obtenido en otros estudios, oscila entre 59% y 40.1%. Teniendo esto en cuenta, al igual que otras validaciones (Gil-Monte y Peiró, 1999), el porcentaje de varianza explicado por las tres dimensiones en este estudio (46.99%) se encuentra en un rango aceptable.

Las correlaciones entre las subescalas del MBI resultaron significativas en todos los casos. Al igual que estudios previos con el MBI-HSS (Ma-

nassero y cols., 2000; Richardsen y Martinussen, 2004), la correlación más intensa se establece entre agotamiento emocional y despersonalización. En este sentido, el análisis de las relaciones entre las variables mediante análisis factorial confirmatorio parece apoyar el modelo original definido en un inicio ya que se corresponden con las propuestas en el manual del inventario.

En resumen, los resultados encontrados indican que la validación del MBI-HSS en la población mexicana muestra propiedades psicométricas satisfactorias, siendo una medida válida y fiable como para ser empleada en posteriores estudios.

REFERENCIAS

- Abu-Hilal, M.M. (1995). Dimensionality of burnout: Testing for invariance across Jordanian and Emirati teachers. *Psychological Reports*, 77, 1367-1375.
- Aranda, C., Pando, M., Brizuela, I., Acosta, M y Reyes, M. (2003). Síndrome de burnout y factores psicosociales en el trabajo en estudiantes de postgrado del Departamento de Salud Pública de la Universidad de Guadalajara, México. *Revista del Departamento de Psiquiatría de la Facultad de Medicina de Barcelona*, 30(4), 193-199.
- Arbuckle, J.L. (2003). *Amos 5.0*. Chicago, IL: SPSS.
- Bartlett, M.S. (1950). Test of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85.
- Beck, D.F. (1987). Counselors burnout in family service agencies. *Social Casework*, 68(1), 3-15.
- Belcastro, P.A., Gold, R.S. y Hays, L.C. (1983). Maslach Burnout Inventory: Factor structures for samples of teachers. *Psychological Reports*, 53, 364-366.
- Brooke, P.P., Jr., Russell, D.W. y Price, J.L. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 73, 139-145.
- Browner, M.W. y Crudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K.A. Bollen y J.S. Long (Eds.): *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. (1992). The Maslach Burnout Inventory: Validating factorial structure and invariance across intermediate, secondary, and university educators. *Multivariate Behavioral Research*, 26(4), 583-605.
- Byrne, B.M. (2001). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Cattell, R.B. (1966). The meaning and strategic use of factor analysis. En R. Cattell (Ed.): *Handbook of multivariate experimental psychology*. Chicago, ILL: Rand McNally.
- Cliff, N. y Hamburger, C.D. (1967). The study of sampling errors in factor analysis by means of artificial experiments. *Psychological Bulletin*, 68, 430-445.
- Demerouti, E., Bakker, A.B., Vardakou, I. y Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments: a multi-trait-multimethod analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, 19(1), 12-23.
- Dziuban, C.D. y Shirkey, E.C. (1974). When is a correlation appropriate for factor analysis? Some decision rules. *Psychological Bulletin*, 81, 358-361.
- Enzmann, D., Schaufeli, W.B. y Girault, N. (1995). The validity of the Maslach Burnout Inventory in three national samples. En L. Bennett, D. Miller, y M.W. Ross (Eds.): *Health workers and AIDS. Research, intervention and current issues in burnout and response* (pp. 131-150). Chur (Switzerland): Harwood.
- Firth, H., McIntee, J., McKeown, P. y Britton, P. (1986). Burnout and professional depression: Related concepts? *Journal Advanced Nursing*, 11(6), 633-641.
- García, E., Gallo, P. y Miranda, R. (1998). Bondad de ajuste en el análisis factorial confirmatorio. *Psicothema*, 10, 717-724.
- García, M., Llor, B. y Sáez, C. (1994). Estudio comparativo de dos medidas de burnout en personal sanitario. *Anales de Psiquiatría*, 10(5), 180-184.
- Gil-Monte, P.R. y Peiró, J.M (1997). *Desgaste psíquico en el trabajo: El síndrome de quemarse*. Madrid: Síntesis.

- Gil-Monte, P.R. y Peiró, J.M. (1999). Validez factorial del Maslach Burnout Inventory en una muestra multiocupacional. *Psicothema*, 11(3), 679-689.
- Gil-Monte, P.R. y Schaufeli, W.B. (1991). Burnout en enfermería: un estudio comparativo España-Holanda. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 7(19), 121-130.
- Girault, N. (1900). *A French adaptation of the Maslach Burnout Inventory: Some methodological questions*. Trabajo presentado en la ENOP Conference on Professional Burnout: Developments in Theory and Research, Cracovia (Polonia).
- Gold, Y., Bachelor, P. y Michael, W.B. (1989). The dimensionality of a modified form of the Maslach Burnout Inventory for university students in a teachers-training program. *Educational and Psychological Measurement*, 49(3), 549-561.
- Golembiewski, R.T., Munzenrider, R.F. y Stevenson, J.G. (1986). *Stress in organizations: Toward a phase model of burnout*. New York: Praeger.
- Green, D.E. y Walkey, F.H. (1988). A confirmation of the three-factor structure of the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 48, 579-585.
- Jones, J.W. (1980). *The staff burnout scale for health professionals*. Park Ridge: London House.
- Kaiser, H.F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401-416.
- Koeske, G.F. y Koeske, R.D. (1989). Construct validity of the Maslach Burnout Inventory: A critical review and reconceptualization. *Journal of Applied Behavioral Science*, 25(2), 131-144.
- Leiter, M.P. y Maslach, C. (1988). The impact of interpersonal environment on burnout and organizational commitment. *Journal of Organizational Behavior*, 9, 297-308.
- Leiter, M.P. y Schaufeli, W.B. (1996). Consistency of the burnout construct across occupations. *Anxiety, Stress, and Coping*, 9, 229-243.
- Leiter, M.P. (1988). Burnout as a function of communication patterns: A study of a multidisciplinary mental health team. *Group and Organization Studies*, 13, 111-128.
- Manassero, M.A., García, E., Vázquez, A., Ferrer, V.A., Ramis, C. y Gili, M. (2000). Análisis causal del burnout en la enseñanza. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 16(2), 173-195.
- Manso, P.J. (2006). Estructura factorial del Maslach Burnout Inventory – Version Human Services Survey en Chile. *Revista Interamericana de Psicología*, 40(001), 115-118.
- Maslach, C. (1976). Burned out. *Human Behavior*, 5, 16-22.
- Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. New York: Prentice-Hall Press.
- Maslach, C. y Jackson, S.E. (1981). *Maslach Burnout Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C. y Jackson, S. (1986). *Maslach Burnout Inventory* (2ª ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Maslach, C., Schaufeli, W.B. y Leiter, M.P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422.
- Melamed, S., Kushnir, T. y Meir, E.I. (1991). Attenuating the impact of job demands: Additive and interactive effects of perceived control and social support. *Journal of Vocational Behavior*, 39(1), 40-53.
- Moreno-Jiménez, B., Meda L., R.M., Rodríguez M., A., Palomera C., A. y Morales L., M.M. (2006). El síndrome de burnout en una muestra de psicólogos mexicanos: prevalencia y factores sociodemográficos asociados. *Psicología y Salud*, 16(1), 5-13.
- Moreno-Jiménez, B., Rodríguez C., R. y Escobar R., E. (2001). La evaluación del burnout profesional. Factorialización del MBI-GS: un análisis preliminar. *Ansiedad y Estrés*, 7, 69-77.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric theory* (3ª ed.). New York: McGraw-Hill.
- Palmer, L.Y., Gómez, A., Cabrera, C., Prince, R. y Searcy, R. (2005). Prevalence of burnout syndrome among anaesthesiologists in Mexicali. *Gaceta Médica Mexicana*, 141, 181-183.
- Pedrabissi, L. y Santinello, M. (1988). Professione infermieristica e síndrome del burnout: un contributo alla taratura del Maslach Burnout Inventory. *Bolletino di Psicologia Applicata*, 187/188, 41-46.
- Pines, A. y Aronson, E. (1988). *Career burnout*. New York: Macmillan Inc.
- Restrepo A., N.C., Colorado V., G. y Cabrera A., G. (2006). Emocional burnout in official teachers, Medellín, Colombia, 2005. *Revista de Salud Pública*, 8(1), 63-73.
- Richardsen, A.M. y Martinussen, M. (2004). The Maslach Burnout Inventory: Factorial validity and consistency across occupational groups in Norway. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 77, 377-384.
- Schaufeli, W.B. y Bakker, J. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: a multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25, 293-315.
- Schaufeli, W.B. y Enzmann, D. (1998). *The burnout companion to study and practice: A critical analysis*. London: Taylor & Francis Ltd.

- Schaufeli, W.B., Enzmann, D. y Girault, N. (1993). Measurement of burnout: A review. En W.B. Schaufeli, C. Maslach y T. Marek (Eds.): *Professional burnout. Recent developments in theory and research*. London: Taylor & Francis.
- Schaufeli, W.B y Janczur, B. (1994). Burnout among nurses. A Polish-Dutch comparison. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 25, 95-113.
- Schaufeli, W.B. y Van Dierendonck, D. (1993). The construct validity of two burnout measures. *Journal of Organizational Behaviour*, 14, 631-647.
- Schwab, R.L. (1986). Burnout in education. En C. Maslach y S. E. Jackson (Eds.): *Maslach Burnout Inventory* (2ª ed., pp. 18-22). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Söderfeldt, M., Söderfeldt, B., Warg, L. y Ohlson, C. (1996). The factor structure of the Maslach Burnout Inventory in two Swedish human service organizations. *Scandinavian Journal of Psychology*, 37, 437-433.